

slenost, siromaštvo i beda. Raspad službi zdravstvene, socijalne zaštite i pogoršanje u sistemu školstva ove nevolje samo produbljuju. Taj trend širenja nejednakosti uslovljen je najviše politikom vladajuće elite. Nije mali značaj ni raslojavanje što ih nosi tržišna utakmica, te procesi privatizacije.

Proces akumulacije kapitala za radništvo znači još veću nesigurnost, ali i pojavu novih ekonomskih i političkih elita. Njegovo dalje ekonomsko, socijalno, kulturno i političko marginalizovanje trajeće dugo i nakon formiranja nove klase vlasnika. Za sada, gotovo da nema pokušaja da se ono tome ozbiljnije suprotstavi.

Summary

Nada Novaković

WORKING CLASS AND TRANSITION IN YUGOSLAVIA

Main topics of the article are the working class' position changes in social structure during the process of transition. Author conceives transition as a long and complex process depending on various elements of inner and outer development. In the most part of the article author develops arguments for main hypothesis that fragmentation, marginalisation and pauperisation of the working class should be accounted for as a system conditioned process. This is elaborated through the sketch of changes within social structure and economy regarding the process of privatisation, as well as comparative analysis of old and new social inequalities. For the reasons of its further explatation and marginalisation, author concludes that the working class will be one of huge obstacles to the changes of economy and social structure.

Key words: working class, privatisation, struggles, inequalities, poverty, marginalisation, fragmentation.

Slobodan Cvejić
Filozofski fakultet
Beograd

UDK: 303.723.039.3
Pregledni naučni rad
Primljen: 17. 12. 1997.

MULTIVARIJACIONA ANALIZA VIŠESMERNIH TABELA KONTINGENCIJE U FUNKCIJI UZROČNE ANALIZE

Loglinearnim pristupom modeliramo čelijske frekvencije u tabeli kontigencije na osnovu pretpostavljenih veza između promenljivih. Na ovaj način se iz kompleksa međuveza nastoje odstraniti prividne veze da bi se došlo do značajnih i smislenih veza između pojava. Loglinearni modeli ne mogu pomoći istraživačima da dosegnu imaginaciju kakvu je imao Durkheim, ali mogu izvršno instrumentalizovati njihove analitičke sposobnosti i olakšati im prvi korak od istraživanja ka teoriji. Prednosti upotrebe loglinearnih modela nisu potvrđene samo njihovom širokom upotrebom, nego i konsenzusom brojnih metodologa.

Logit analiza služi za ispitivanje relacije između dihotomne zavisne i jedne ili više nezavisnih varijabli. I ona je bazirana na proučavanju tabela kontigencije, ali ovde zavisnu promenljivu ne predstavljaju očekivane frekvencije nego logaritmovane šanse (log odds) za koje se koristi naziv logit. Još veći značaj i širi domen primene logit analize proističe iz njene primenljivosti na slučajeve kada zavisna varijabla nije dihotomna ($k > 2$). Tada se konstruiše niz logit modela čije se performanse porede. Ovakvim pristupom je moguće analizirati ne samo varijable, nego i njihove kategorije, što nipošto nije od malog značaja u sociološkim istraživanjima.

Ključne reči: tabelle kontingencije, frekvencije, prilagodjenost modela, varijable, povezanost, uzročnost.

Loglinearni modeli - L. A. Goodman

Doprinos L. A. Goodman-a je uvršten u ovaj rad iz više razloga. Goodman je jedan od najaktivnijih kreatora loglinearnih modela koji su svakako najrazvijeniji metod multivarijacione analize za proučavanje kategorijalnih podataka, one vrste podataka koji dominiraju sociološkim istraživačkim poljem (vid. Clogg, 1992: 186-188)¹. Loglinearnim pristupom modeliramo čelijske frekvencije u tabeli kontigencije na osnovu pretpostavljenih veza između promenljivih. Na ovaj način se iz kompleksa međuveza nastoje odstraniti prividne veze da bi se došlo značajnih i smislenih veza između pojava.

¹ I više od toga. Na istim stranicama Clogg navodi da je loglinearna analiza, uključujući i logističku regresiju, verovatno najčešće korišćen set statističkih tehnika u savremenoj primenjenoj statistici, odmah iza običnog linearnog modela.

Još jedan razlog zbog kojeg poklanjamo pažnju ovom tekstu je to što je Goodman-ov rad na ovom području vezan za sociološku problematiku i zasnovan na primerima iz socioloških istraživanja. Dalje, iako Goodman nije jedini autor loglinearnih modela², njegov tekst koji će biti analiziran u ovom radu predstavlja sjajan prikaz unapredjenja uzročne analize bazirane na tabelama kontigencije.

Pregled istorije razvoja loglinearnih modela ne ostavlja sumnju oko toga da se sedamdesete godine mogu smatrati periodom njihove intezivne afirmacije u sociološkim istraživanjima (vid. Clogg, 1992: 184-186). Nije slučajnost to što se s ovim periodom preklapa i period 'kvantitativnog ekstenzionalizma' (Wiley, 1985: 182). Opšta naučna klima u američkoj sociologiji tog doba pogodovala kvantitativnom pristupu, a doseguta je i 'kritična masa' sociologa koji su usvojili ovaj pristup. Postoji, međutim, jedan faktor koji u ovim okolnostima ima posebnu težinu, a to je razvoj računarske tehnologije i stvaranje prvih verzija standardizovanih korisničkih programskih paketa za statističku analizu. S jedne strane, računari su direktno uticali na razvoj linearnih modela. Clogg (1992: 186) ukazuje da je jedna etapa u razvoju linearnih modela koja je vezana za Bartletta '... morala da čeka na kompjutersku eru.' S druge strane, razvoj statističkih programskih paketa je imao očigledne implikacije na sociološkom istraživačkom polju. '...Dok je većina kvantitativnih analiza koje su se pojavile u sociološkim časopisima 1940-ih i 1950-ih uključivala pre direktnu tabelarnu analizu distribucija frekvencija, metodi složene multivariacione analize kakvi se sada (1980-ih koje nisu suštinski različite u tom pogledu od 1970-ih - prim. S.C.) redovno pojavljuju u našim časopisima su bili izuzetno retki. Čini se sumnjivim da bi empirijski orijentisani sociolozi ikada pokušali da bez pomoći standardnih kompjuterskih paketa upotrebe načine analize koji se sada preporučuju u našoj metodološkoj literaturi.' (Blalock, 1989: 447).

Prednosti upotrebe loglinearnih modela nisu potvrđene samo njihovom širokom upotrebom, nego i konsenzusom brojnih metodologa, među koje spada i Goodman. Tekst u kojem je on ukazao na te prednosti nosi naziv 'Uzročna analiza podataka iz panel anketa i drugih vrsta anketa' (Goodman, 1973) i predstavlja analizu tri izvora podataka. Mi ćemo se opredeliti za prvi od njih, a to je panel istraživanje glasačkih opredeljenja prikazano u Lazarsfeld-ovoj studiji 'Izbor naroda'³. Bez obzira što se radi o panel istraživanju, tabela na kojoj je radjena analiza predstavlja tipičnu tabelu ukrštanja četiri varijable (činjenica da se radi o panel istraživanju može, eventualno, da nam pomogne da otkrivanjem vremenskog sleda pojava napravimo razliku između posledice i uzroka). U njoj se nalaze podaci o glasačkim namerama (Republikanci nasuprot Demokratima) i mišljenju o određenoj kandidatu (za ili protiv republikanskog kandidata), prikupljeni od 266 ispitanika u dva sukcesivna vremenska momenta.

² Clogg (1992: 186-187) jednak značaj u metodološkom osmišljavanju loglinearne analize pridaje i onim metodolozima koji su bliski biološkim i biomedicinskim naukama.

³ Lazarsfeld, Berelson and Gaudet (1968): *The People's Choice*. New York: Columbia University Press.

Tabela 1. Tabela ukrštanja za 266 ljudi, intervjuisanih u dve sukcesivne vremenske tačke, u odnosu na dve dihotomne varijable*

		Drugi intervju			
		+	+	-	-
		+	-	+	-
Prvi intervju					
Glasačka namera	Mišljenje o kandidatu				
+	+	129	3	1	2
+	-	11	23	0	1
-	+	1	0	12	11
-	-	1	1	2	68

Izvor: Goodman (1973): 1136.

Napomena: što se tiče glasačke namere, (+) označava Republikanaca, a (-) Demokrata; što se tiče mišljenja o kandidatu, povoljno mišljenje je označeno sa (+), a nepovoljno sa (-); radi lakše manipulacije tabelama koje će biti izvedene iz ove, glasačko opredeljenje i mišljenje o kandidatu će biti označeni sa A odnosno B za prvi intervju i sa C odnosno D za drugi.

* Varijable = (1) glasačka namera (Republikanac nasuprot Demokrati); (2) podrška ispitanika republikanskom kandidatu

Iz četvorosmerne tabelle u kojoj se nalaze varijable *A*, *B*, *C* i *D*, možemo dobiti dvosmernu tabelu koja uključuje varijable *A* i *B* (ignorirajući varijable *C* i *D*), dvosmernu tabelu koja uključuje varijable *A* i *C* (ignorirajući varijable *B* i *D*), itd. Ukupno se može dobiti šest dvosmernih tabela iz četvorosmerne tabelle.

Iz osnovne tabelle se mogu dobiti i trosmerne tabelle. Predstavljanjem četvorosmerne tabelle trosmernim tabelama se, u principu, gubi deo informacije o združenim odnosima između varijabli *A*, *B*, *C* i *D*, a predstavljanjem putem dvosmernih tabela je taj gubitak još veći. Ali, cilj analize i jeste da utvrdi da li se gubitak informacije koji nastaje zamenom četvorosmerne tabelle tabelama sa manje varijabli može ignorisati, odnosno da se utvrdi koji parovi ili trilineari varijabli 'nose' najveću meru uzajamne povezanosti ovih varijabli. Takva informacija treba da nas usmeri ka stvarnom uzročnom odnosu u osnovnom setu varijabli. Goodman svojim tekstom pokazuje da tabela 1 može biti zamenjena dvosmernim tabelama datim u tabeli 2 (vid. dole) bez velikog gubitka informacije, pa čak i da neke od dvosmernih tabela mogu biti ignorisane bez gubitka mnogo informacije o međupovezanosti četiri varijable. Štaviše, glavna informacija o ovoj međupovezanosti je iskazana kroz tri marginalne tabelle {*AC*}, {*BD*} i {*CD*}. Na osnovu podataka iz ove tri dvosmerne tabelle je konstruisan model kojim se ocenjuje združena međupovezanost četiri varijable. Taj model je pokazao sasvim dobru prilagodjenost podacima.

Loglinearni modeli opisuju međupovezanost kategorijalnih varijabli. Ovim pristupom se sadržaji ćelija tabelle kontigencije modeliraju shodno oblicima povezivanja između varijabli. Možemo, dakle, reći da se kod loglinearnih modela nijedna od varijabli koje smo odlučili da analiziramo ne tretira kao zavisna. Zavisna je, zapravo, ocena očekivane frekvencije od pojedinačnog i/ili združenog uticaja odabranih varijabli. Suština loglinearne analize je u tome da se kombinovanjem frekvencija iz osnovne (tabela 1) ili iz marginalnih tabela (tabela 2) za svaku ćeliju

osnovne tabele konstruiše ocena očekivane frekvencije (tj. ona frekvencija koju možemo očekivati pod određenim uslovima). Potom se ocenjene očekivane frekvencije porede sa stvarno izmerenim frekvencijama i na osnovu odstupanja prvih od drugih donosi zaključak o prilagodjenosti određenog modela. Ukoliko je odstupanje manje, utoliko je prilagodjenost bolja, a model ima bolje osobine. Naravno, cilj je da taj model koji ima dobru prilagodjenost empirijskim podacima bude definisan iz što manjeg broja varijabli i njihovih međusobnih uticaja, jer to znači otkrivanje 'čistijih' oblika povezanosti.

Tabela 2. Marginalna dvosmerna tabela za šest parova varijabli, dobijena iz podataka tabele 3*.

Tabela I: {AB}				Tabela II: {AC}			
		B				C	
		+	-			+	-
A	+	135	35	A	+	166	4
	-	24	72		-	3	93

Tabela III {AD}				Tabela IV {BC}			
		D				C	
		+	-			+	-
A	+	141	29	B	+	133	26
	-	16	80		-	36	71

Tabela V {BD}				Tabela IV {CD}			
		D				D	
		+	-			+	-
B	+	143	16	C	+	142	27
	-	14	93		-	15	82

Izvor: Goodman, L.A., 1973: 1139

* Šest parova varijabli su kao što sledi: (I) glasačko opredeljenje u 1. intervjuu i mišljenje o kandidatu u 1. intervjuu ({AB}); (II) glasačko opredeljenje u 1. intervjuu i glasačko opredeljenje u 2. intervjuu ({AC}); (III) glasačko opredeljenje u 1. intervjuu i mišljenje o kandidatu u 2. intervjuu ({AD}); (IV) mišljenje o kandidatu u 1. intervjuu i glasačko opredeljenje u 2. intervjuu ({BC}); (V) mišljenje o kandidatu u 1. intervjuu i mišljenje o kandidatu u 2. intervjuu ({BD}); (VI) glasačko opredeljenje u 2. intervjuu i mišljenje o kandidatu u 2. intervjuu ({CD}).

Nije neophodan detaljan prikaz načina ocenjivanja očekivanih frekvencija, treba samo naglasiti da se one kod dvosmerne tabele, a dobrim delom i kod trosmerne tabele mogu oceniti direktno iz observiranih frekvencija (kod dvosmerne tabele je to onakvo izračunavanje kakvo poznajemo kod testiranja nezavisnosti putem χ^2 rasporeda⁴). Već kod četvorosmerne tabele (znači kod analize povezanosti četiri varijable), mnogi modeli ne mogu imati direktne ocene, nego se one dobijaju

iterativnim metodama. To nije od posebnog značaja, jer i direktne ocene mogu biti zamenjene iterativnim metodama, a statistički paketi za računare rutinski obavljaju iterativno ocenjivanje (Agresti, 1990: 171). Možda bi jedino trebalo pojasniti da se kod takvih procedura ocene očekivanih frekvencija preračunavaju u nekoliko ciklusa, uzimajući za osnovu u svakom novom ciklusu vrednosti dobijene iz prethodnog ciklusa, približavajući se na taj način observiranim vrednostima⁵.

Neka (i, j, k, l) označavaju ćeliju u četvorosmernoj tabeli (tabela 1) predstavljajući slučaj gde je ispitanik klasifikovan kao i na varijabli A ($i=1$ ili 2), j na varijabli B ($j=1$ ili 2), k na varijabli C ($k=1$ ili 2) i l na varijabli D ($l=1$ ili 2). Neka f_{ijkl} označava observiranu frekvenciju u ćeliji (i, j, k, l) . Iz tabele 1 vidimo da je $f_{1111} = 129, f_{1112} = 3, f_{1121} = 1$, itd. Sa F_{ijkl} ćemo označavati očekivanu frekvenciju za ćeliju (i, j, k, l) , definisanu određenim modelom.

Ako sa n označimo veličinu uzorka (u tabeli 1 $n = 266$), tada iz određenja f_{ijkl} sledi da:

$$\sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^2 \sum_{l=1}^2 f_{ijkl} = n \quad (1)$$

Isto to važi i za očekivane frekvencije:

$$\sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^2 \sum_{l=1}^2 F_{ijkl} = n \quad (2)$$

Iz četvorosmerne tabele {ABCD} marginalnu dvosmernu tabelu {AB} smo dobili preko:

$$f^{AB}_{ij} = \sum_{k=1}^2 \sum_{l=1}^2 f_{ijkl} \quad (3)$$

gde f^{AB}_{ij} označava opserviranu frekvenciju u ćeliji (i, j) u dvosmernoj tabeli drugog reda {AB} ($i=1, 2; j=1, 2$).

Goodman predstavlja deset parametara koji iskazuju uticaj četiri varijable i njihovih interakcija na formiranje F_{ijkl} (podsetimo se da u tabeli 2 imamo samo dvosmerne tabele, tako da će i parametri uzimati u obzir samo odnose između parova varijabli, a ne i trilinga). Ta jednačina ima sledeći oblik:

$$F_{ijkl} = \eta \tau^A_i \tau^B_j \tau^C_k \tau^D_l \tau^{AB}_{ij} \tau^{AC}_{ik} \tau^{AD}_{il} \tau^{BC}_{jk} \tau^{BD}_{jl} \tau^{CD}_{kl} \quad (4)$$

gde:

$$\tau^A_1 = \tau^A, \tau^A_2 = 1/\tau^A, \tau^{AB}_{11} = \tau^{AB}_{22} = \tau^{AB}, \tau^{AB}_{12} = \tau^{AB}_{21} = 1/\tau^{AB}, \text{ itd.} \quad (5)$$

⁵ Čak ni noviji udžbenici multivariacione analize ne sadrže opis iterativnih procedura za ocenu očekivanih frekvencija, pozivajući se na rutinu programskih paketa. Onaj ko poželi da bliže upozna ovaj postupak može naći jedan model iterativne procedure u Goodman (1972): 1080-1085.

⁴ Kod modela koji je definisan uticajem svih varijabli iz odabranog seta i uticajem njihovih međusobnih veza (takav model se naziva zasićen model), ocena očekivanih frekvencija je jednaka observiranim frekvencijama.

gde je η konstanta uvedena da osigura da će F_{ijkl} zadovoljiti uslov (2), parametar τ^A multiplikativni faktor koji odražava uticaj varijable A kada je ona na nivou 1 (ili +), a parametar $1/\tau^A$ multiplikativni faktor koji odražava uticaj varijable A kada je ona na nivou 2 (ili -). Slično tome, parametar τ^{AB} iskazuje uticaj povezanosti između varijabli A i B kada su obe na istom nivou (obe 1 ili obe 2), a parametar $1/\tau^{AB}$ kada su na različitim nivou (1, 2 ili 2, 1). Stoga Goodman (1973: 1142) parametar τ^A naziva 'glavni efekat' varijable A na F_{ijkl} , a parametar τ^{AB} 'efekat interakcije' varijabli A i B na F_{ijkl} . Osnovni model predstavljen jednačinom (4) je multiplikativan jer se radi o složenom događaju, istovremenom javljanju jedinica uzorka u ćelijama tabele kontigencije.

U duhu naše teme, ovde je korisno napraviti malo odstupanje i konstatovati da se shodno formulama (4)-(5) parametri mogu definisati na sledeći način:

$$[(F_{11kl} F_{22kl}) / (F_{12kl} F_{21kl})] = (\tau^{AB})^4 \quad (6)$$

Ono što imamo sa leve strane znaka jednakosti se naziva 'količnik unakrsnih proizvoda' (cross-product ratio) ili 'količnik šansi' (odds-ratio) i predstavlja i samostalnu meru veze između dva obeležja na simetričnim (npr. 2 X 2) tabelama kontigencije⁶. U ovom slučaju on opisuje očekivanu vezu između A i B pri konstantnim nivouima C i D . Nama je bitno da spomenemo ovu meru zato što je Lazarsfeld 1957. godine koristio standardizovani unakrsni proizvod (cross-product) da bi identifikovao postojanje slaganja između pojava (vidi Lazarsfeld, 1957: 116; Supek, 1981: 407), da bi već 1968. na ovom primeru kojeg obradjuje i Goodman, koristio u analizi količnik šansi i na njemu bazirane mere asocijacije. No, podsetimo se da je ova mera u upotrebi bila još mnogo ranije, kada je Yule analizirao tabele kontigencije pomoću količnika šansi. Iz toga možemo zaključiti da je interaktivni razvoj statističke i sociološke istraživačke metodologije doveo, s jedne strane, do tehničkog usavršavanja metoda za ispitivanje veza među pojavama, a s druge strane, do njihove sposobnosti da iscrpnije, obuhvatnije i preciznije ukažu na uzročne odnose među tim pojavama, što će se uskoro videti iz primera o kojem govorimo.

No, pre toga pokažimo kakvu transformaciju osnovnog modela je prikazao Goodman. On je logaritmovao levu i desnu stranu jednačine (4) i, uzimajući da je G_{ijkl} prirodni logaritam od F_{ijkl} ($G_{ijkl} = \log F_{ijkl}$)⁷, dao sledeću jednačinu:

$$G_{ijkl} = \theta + \lambda^A i + \lambda^B j + \lambda^C k + \lambda^D l + \lambda^{AB} ij + \lambda^{AC} ik + \lambda^{AD} il + \lambda^{BC} jk + \lambda^{BD} jl + \lambda^{CD} kl \quad (7)$$

gde

$$\theta = \log \eta, \lambda^A i = \log \tau^A i, \lambda^B j = \log \tau^B j \quad (8)$$

kao i

⁶ Kod dihotomnih varijabli 'šansa' je isto što i šansa na kladionici - npr., 3:1 za povoljan ishod u odnosu na nepovoljan ishod; ili, u našem primeru, recimo, 200 glasova za Demokratu u odnosu na 100 glasova za Republikanca daje ovom prvom šansu 2:1.

⁷ Kao što se može videti, oznaka 'log' se koristi za prirodni logaritam.

$$\lambda^A = \lambda^A_{12} = -\lambda^A_{21}, \lambda^{AB} = \lambda^{AB}_{11} = \lambda^{AB}_{22} = -\lambda^{AB}_{12} = -\lambda^{AB}_{21}, \text{ itd.} \quad (9)$$

Logaritmovanjem je osnovni model iz jednačine (4) transformisan u linearni model, pa otuda naziv 'loglinearni' model. Ova transformacija omogućuje da se odmeri koliko značaja u 'modeliranju' očekivanih frekvencija (u nastojanju da one budu što bliže observiranim frekvencijama) ima svaki pojedinačni faktor, tj. svaka varijabla i svaka interakcija između varijabli (u našem primeru između parova varijabli). Osim toga iz relacije (9) se vidi da slaganje između varijabli (kada obe imaju isti nivou) ima pozitivan uticaj na očekivanu frekvenciju (λ^{AB}_{11} ili λ^{AB}_{22}), a neslaganje negativan uticaj ($-\lambda^{AB}_{12}$ ili $-\lambda^{AB}_{21}$).

Konačnu vrednost parametara na osnovu kojih je donosio zaključke o vezama između varijabli A, B, C i D Goodman je dobio još jednom transformacijom, ovaj put jednačine (7)⁸. Vrednosti ocena β parametara ($\beta = \log \lambda$) za četvorosmernu tabelu (tabela 1) su date u sledećoj tabeli.

Tabela 3. Ocene β parametara za četvorosmernu tabelu (tabela 1), glavni efekti i efekti relacija između parova varijabli

Varijable	β parametri
A	0.37
B	0.26
C	0.23
D	-0.24
AB	1.07
AC	3.50
AD	0.00
BC	-1.03
BD	2.07
CD	1.71

Izvor: deo tabele (7) iz Goodman (1973): 1148.

Vrednosti parametara β su korišćeni za zaključivanje o smeru i intenzitetu odnosa između varijabli u modelima koji su dobro prilagodjeni podacima, tj. u onim modelima koji daju očekivane frekvencije koje pouzdano malo odstupaju od empirijskih frekvencija. Pre nego što pogledamo samu suštinu veza između varijabli u odabranim modelima, pogledajmo na koji način se ocenjuje kvalitet prilagodjenosti modela (goodness of fit). Za to postoje dva načina. Prvi je uobičajena Pearson-ova χ^2 statistika za kvalitet prilagodjenosti (X^2):

⁸ Goodman je prikazao i alternativni način za izračunavanje parametara, a još drugačiji način izračunavanja loglinearnih koeficijenata λ je primenjen u statističkom računarskom paketu SPSS. No, mišljenja smo da je ovaj kratki pregled dovoljan za prikazivanje logike konstruisanja modela, a da se kod upotrebe SPSS programskih rutina za loglinearne modele treba skoncentrisati na tumačenje mera prilagodjenosti modela, dobijenih koeficijenata i uzročnih veza.

$$\sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^2 \sum_{l=1}^2 (f_{ijkl} - F_{ijkl})^2 / F_{ijkl}, \quad (10)$$

a drugi način je odgovarajući χ^2 baziran na statistici količnika verodostojnosti (likelihood-ratio) (G^2):

$$2 \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^2 \sum_{l=1}^2 f_{ijkl} \log[f_{ijkl} / F_{ijkl}]. \quad (11)$$

Okako dobijene vrednosti χ^2 se porede sa vrednostima iz tablice χ^2 rasporeda. Broj stepeni slobode se dobija tako što se od broja ćelija u tabeli oduzme 1 i oduzme broj parametara koji se ocenjuju modelom⁹.

Opet je trenutak za kratku digresiju, tek koliko da se podsetimo da je koncept prilagodjenosti u statistici razvio Quetelet još tridesetih godina devetnaestog veka, radeći upravo empirijska istraživanja bazirana na tabelama kontigencije i pokušavajući da u takvim podacima prepozna društvenu uzročnost. Postupak proveravanja prilagodjenosti na osnovu χ^2 testa je razvio Pearson 1900. godine i, dok Quetelet-ov doprinos čini konceptualni okvir ispitivanju prilagodjenosti kakvo se danas primenjuje, Pearson-ov doprinos čini njegovu metodološku osnovu.

Naravno, i Goodman je razvio čitav niz modela analizirajući Lazarsfeld-ovu tabelu o izbornim intencijama i prihvatanju predsedničkih kandidata i konstatovao za nekoliko modela da pokazuju dobru prilagodjenost. Ovde ćemo se zadržati na tri od trideset modela koliko je Goodman prikazao u ovom tekstu, sa namerom da se objasni način donošenja odluke o tome koji model je bolji, kao i da se pokaže kakav pomak je Goodman-ova analiza donela na planu tumačenja uzročnih veza između četiri varijable, *A*, *B*, *C* i *D*. Najpre će biti prikazani interaktivni efekti koje sadrže ova tri modela, uz napomenu da svaki od njih sadrži još i četiri 'glavna' efekta koji potiču od varijabli *A*, *B*, *C* i *D*. Takođe, iz tabele se može videti i kakve χ^2 vrednosti ostvaruju ti modeli na testu prilagodjenosti i uz koliko stepeni slobode.

Model H_1 je definisan kroz jednačinu (4) i služi nam kao polazna osnova u analizi. χ^2 vrednost za ovaj model ima 5 (stepeni slobode)=16 (ćelija u tabeli) - 1 (konstanta) - 4 (glavna faktora) - 6 (interaktivnih faktora). Vrednost χ^2 statistike za ovaj model je 0.71, što znači da su očekivane frekvencije koje daje ovaj model vrlo bliske stvarnim frekvencijama na nivou značajnosti od 0.05. Ili, drugim rečima, pošto je tablična vrednost χ^2 za 5 stepeni slobode i nivo značajnosti 0.05 jednaka 11.1, a vrednost χ^2 statistike za ovaj model je manja od nje, može se prihvatiti tvrdnja da između dve vrste frekvencija ne postoji značajna razlika.

⁹ Ponovo naglašavamo značaj brzine i obuhvatnosti kod računarske primene loglinearne analize, jer se u analizi ne kreira samo jedan model nego čitavo mnoštvo, da bi se odabrali oni koji pružaju mogućnost za najbolje objašnjenje ustanovljenih veza, a za svaki od modela treba računati očekivane frekvencije, koeficijente, mere prilagodjenosti...

Tabela 4. χ^2 vrednosti za neke modele dobijene iz tabele 1

Model	Interaktivni faktori	Br. stepeni slobode	χ^2 na osnovu količnika verodostojnosti
H ₁	AB, AC, AD, BC, BD, CD	5	0.71
H ₂	AB, AC, AD, BC, BD	6	16.98
H ₃	AB, AC, BC, BD, CD	6	1.46

Izvor: deo tabele 5 iz Goodman (1973): 1144.

Model H_2 je izabran iz dva razloga. Prvi je taj što on predstavlja tumačenje tabele 1 kakvo su zastupali Lazarsfeld i neki autori nakon njega, shodno svojoj analizi. Drugi razlog, kojem prvi daje još veću težinu, je to da je ovaj model primer modela koji nije 'prošao' na testu prilagodjenosti. Za njega je vezano 6 stepeni slobode (za razliku od H_1 njemu nedostaje interaktivni faktor *CD*), a njegova vrednost χ^2 statistike značajno prevazilazi tabličnu, tako da se ne može reći da on daje očekivane frekvencije koje su bliske observiranim.

Model H_3 je bitan iz tri razloga. Najpre, Goodman je konstatovao za nekoliko modela da su prilagodjeni podacima, ali je ovaj najčešće pominjan i ocenjen kao najbolji. Drugo, u poredjenju sa H_1 , model H_3 treba da pokaže da 'i od dobrog ima bolji'. Treće, u poredjenju sa modelom H_2 on treba da pruži osnovu za tačnije objašnjenje istraživane situacije.

Prednost modela H_3 u odnosu na H_1 je u tome što on jednako dobro podese podacima, ali je manji za jedan interaktivni faktor. Pošto se kod ova dva modela radi o različitim vrednostima χ^2 statistike, ali i o različitim brojevima stepeni slobode, mora se proveriti da li je napredak koji se postiže modelom H_3 pouzdan. To se postiže testiranjem hipoteze da je vrednost faktora $\tau^{AD}=1$, jer ako se vrednost očekivane frekvencije koja je dobijena na osnovu ostalih faktora (vidi jednačinu (4)) pomnoži sa 1 ona ostaje ista, što znači da faktor τ^{AD} nema uticaja. To upravo i jeste 'tvrdnja' po kojoj se H_3 razlikuje od H_1 . Testiranje se ponovo bazira na χ^2 rasporedu, a broj stepeni slobode i vrednost χ^2 statistike se dobijaju tako što se od datih vrednosti za H_3 oduzmu date vrednosti za H_1 . Dakle, u ovom slučaju imamo meru prilagodjenosti baziranu na količniku verodostojnosti sa vrednošću $\chi^2 = 0.75$ i $6-5=1$ stepen slobode. Poredjenjem sa tabličnom vrednošću χ^2 zaključujemo da τ^{AD} može biti brisan iz modela.

Dakle, model H_3 je iskazan sledećom jednačinom:

$$G_{ijkl} = \theta + \lambda^A i + \lambda^B j + \lambda^C k + \lambda^D l + \lambda^{AB} ij + \lambda^{AC} ik + \lambda^{BC} jk + \lambda^{BD} jl + \lambda^{CD} kl \quad (12)$$

a na osnovu njega dobijene očekivane frekvencije su izložene u tabeli 5.

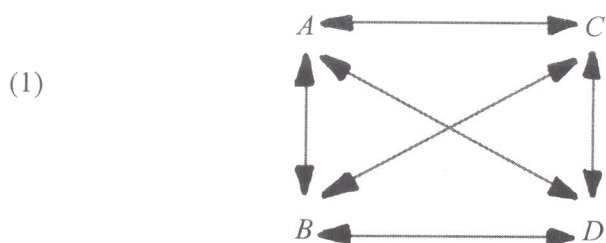
Tabela 5. Ocena očekivanih frekvencija u četvorosmernoj tabeli kontigencije (tabela 3), dobijena putem modela H_3 (iz tabele 6) opisanog formulom (12), uz korišćenje marginalnih dvosmernih tabela (tabela 4)

		Drugi intervju			
		+	-	+	-
Prvi intervju					
Glasačka namera	Mišljenje o kandidatu	+	-	+	-
+	+	128.33	3.73	1.56	1.39
+	-	12.03	21.92	0.02	1.04
-	+	0.92	0.03	12.20	10.86
-	-	0.73	1.33	1.23	68.71

Izvor: tabela 6 u Goodman (1973): 1146.

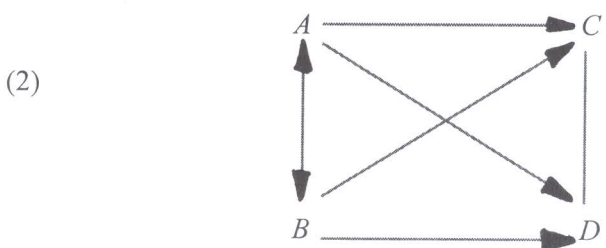
U nastavku će se posvetiti pažnja tumačenju modela H_2 i H_3 , ali će se prethodno sva tri modela predstaviti i grafički u dijagramima (6)-(8).

Dijagram koji predstavlja loglinearni model H_1 iz tabele 4



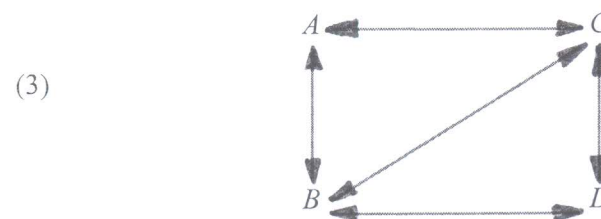
Izvor: rekonstruisano na osnovu modela H_1 iz tabele 6.

Dijagram koji predstavlja loglinearni model H_2 iz tabele 4



Izvor: slika 15 u Goodman (1973): 1184

Dijagram koji predstavlja loglinearni model H_3 iz tabele 4



Izvor: slika 1 u Goodman (1973): 1152.

Dijagramom (2) je Boudon, primenjujući analizu drugačiju od Goodman-ove, predstavio koncept 'procesa harmonizacije'. Ovaj koncept su uveli Lipset i, nakon njega, Lazarsfeld tumačeći podatke iz 'Izbora naroda' (tabela 1). Goodman kaže (1973: 1184-1185) da su ovi istraživači ustanovili da, shodno *unakrsnim efektima*, osnovna glasačka intencija (preferencija partije) ima uticaj na stav prema kandidatu u nastupajućem periodu ($A \rightarrow D$), ali da je efekt stava prema kandidatu na stranačko opredeljenje ($B \rightarrow C$) blizu nule. On, za razliku od njih, poklanja pažnju *sinhronim efektima* u vreme drugog intervjua ($C \rightarrow D$, $D \rightarrow C$) i konstatuje da oni pokazuju da je efekt AD prividan. Dakle, 'podrazumevajući' efekt stranačkog opredeljenja u prvom intervjuu na stav prema kandidatu u drugom intervjuu se može činiti stvarnim u kontekstu uočene postojanosti stranačkog opredeljenja od prvog ka drugom intervjuu i navedenog sinhronog efekta, iako je on, u stvari, prividan (Goodman, 1973: 1185-1186).

Naravno, celo tumačenje nije moglo biti izvedeno iz pregleda samo ova tri modela koji su do sada navedeni, ali Goodman-ova detaljna analiza čitavog niza jednostavnijih modela koji parcijalizuju kompleks veza između varijabli A , B , C i D ubedljivo pokazuje značaj povezanosti pojedinačnih parova varijabli. On povremeno dopunjuje ovu složenu analizu i najjednostavnijom analizom zavisnosti u dvosmernoj tabeli kontigencije koja je bazirana na Pearsonovoj χ^2 statistici.

Dok, u osnovi, loglinearna analiza obraća pažnju samo na jačinu veza u nekom setu varijabli, a smer veze (uzročnost) prepušta teorijskoj (ili spekulativnoj) proceni istraživača, oslanjajući se na to da se u većini slučajeva smer podrazumeva ili se da prepoznati, Goodman demonstrira kako se čak i taj element može ustanoviti daljom razradom loglinearnih modela. Medjutim, njegova analiza u tom domenu podrazumeva uvođenje alternativnog pristupa, a bitno je i to što je ceo primer vezan za dihotomne varijable i količnik šansi. Taj, tada alternativni, pristup ovde nije prikazan jer on danas postoji uobličeni u logit analizi o kojoj će biti reči u narednom poglavlju. Na ovom mestu treba konstatovati da je na osnovu modela na nižem nivou (glavni efekti plus AC , BD i CD) i takvog pristupa Goodman opravdao dvosmernost veze između A i C i između B i D (vidi dijagram (3)). Ono što traži razjašnjenje jeste ustanovljeni uticaj C na A , kao i D na B u situaciji kada se zbog vremenskog sleda podrazumeva samo obrnuti smer. Ovakvo otkriće je nateralo Goodman-a da potraži adekvatno objašnjenje za povratnu vremensku vezu (1973: 1158-1159). Celo objašnjenje se može svesti na konstataciju da 'svako na kraju

pokaže pravo lice'. Goodman smatra da su varijable C i D koje su observirane u drugom intervjuu zapravo indikatori fundamentalnijih varijabli C^* i D^* koje imaju uticaj na varijable A i B u prvom intervjuu¹⁰. To, drugim rečima, znači da kod ispitanika postoji određeni stav i biračko opredeljenje, ali da se ono pri prvom intervjuu ne iskazuje jasno i da postaje ispoljenije kada se približi trenutak izbora. U kontekstu ovakvog primera nije nebitno napomenuti da Goodman skreće pažnju da je u analizi podataka bitno doseći suštinsku značajnost nalaza i da ona ne može biti zamenjena postizanjem statističke značajnosti. To, recimo, opravdava širenje modela uvodjenjem novih faktora, čak i ako se na taj način ne postiže statistički značajno poboljšanje (bitno je, naravno, da se ne postigne ni pogoršanje).

* * *

U Goodman-ovom tekstu je izložen jedan primer loglinearne analize. Predmet našeg rada nije celovit prikaz metoda loglinearnih modela, tako da nisu dotaknuta neka pitanja koja su bitna za uspešnu realizaciju ovog postupka. Korišćen je primer koji je zasnovan na dihotomnim varijablama, nismo se bavili nedostajućim podacima (praznim ćelijama), malim očekivanim frekvencijama. Nismo objašnjavali šta su hijerarhijski loglinearni modeli, šta su procedure izbora 'unapred' i 'unazad', itd. Sve su to dodatni elementi poboljšanja kvaliteta i uvećanja pristupačnosti korišćenju ovog metoda na koje se skreće pažnja i u priručnicima za upotrebu statističkih programskih paketa za računare (vidi Norušis, 1990).

Cilj ovog odeljka je bio da sažeto prikaže logiku loglinearnog modeliranja i da smesti razvoj ovog metoda u odgovarajući istorijsko-metodološki okvir. A sa aspekta tog cilja se može reći da je sa razvojem loglinearne analize i rutinizacijom njene primene putem računara dosegnut visok nivo integracije metodoloških dostignuća u sociologiji i statistici. Svakom prilježnom analitičaru je kroz upotrebu ovog metoda data mogućnost da podrobno ispita čitav splet veza u 'izmerenim' podacima. Značajna i bogata iskustva Quetelet-a, Pearson-a, Yule-a, Lazarsfeld-a i mnogih drugih naučnika su ugrađena u sredstvo koje zasigurno uvećava mogućnosti sociološkog empirijskog istraživanja. Loglinearni modeli ne mogu pomoći istraživačima da dosegnu imaginaciju kakvu je imao Durkheim, ali mogu izvršno instrumentalizovati njihove analitičke sposobnosti i olakšati im prvi korak od istraživanja ka teoriji. Videli smo da se njihovom upotrebom mogu razotkriti prividne veze, da se može obrnuti vremenski sled uzročnosti, kao i da se mogu naslutiti prikrivena obeležja. Ništa manje važno nije ni poboljšanje preciznosti u proučavanju povezanosti između više kategorijalnih varijabli. Procedure na osnovu kojih se donose odluke o prilagodjenosti modela nam omogućuju da procenimo sa koliko pouzdanosti se odlučujemo da neke modele favorizujemo u odnosu na ostale. Uz sva navedena metodološka poboljšanja tabela kontigencije sa podacima o većem broju varijabli, koji su prikupljeni na odgovarajućem uzorku, može postati izvorom značajnih pojmovnih razjašnjenja i teorijskih generalizacija.

¹⁰ Čak i ovakvu tvrdnju je Goodman potvrdio loglinearnom analizom, ali je nije demonstrirao, jer je model H_3 pokazao sasvim dobre osobine.

Traganje za 'čistim' uzrocima - logit analiza

Prikazom loglinearne analize je napravljen uvod za priču o logit analizi, jer je ova druga bazirana na prvoj kod analize kategorijalnih varijabli. Logit analiza služi za ispitivanje relacije između dihotomne zavisne i jedne ili više nezavisnih varijabli. I ona je bazirana na proučavanju tabela kontigencije, ali ovde zavisnu promenljivu ne predstavljaju očekivane frekvencije nego logaritmovane šanse (log odds) za koje se koristi naziv logit. Doduše, logaritmovana šansa jeste količnik verovatnoća dva modaliteta zavisne varijable, tako da se, u suštini, testiranje prilagodjenosti različitih logit modela zasniva na poredjenju observiranih frekvencija sa (očekivanim) frekvencijama dobijenim putem logit modela. Osim toga, logit modeli podrazumevaju odsustvo faktora interakcije između nezavisnih varijabli, jer oni mere direktnu vezu između logita i nezavisnih varijabli. U tematski standardizovanim ili teorijski striktnije usmeravanim istraživanjima mogu se logit analizom odmah testirati uzročni odnosi između odabranih varijabli. Ali, u meri u kojoj je istraživanje eksplorativno logit analiza sledi nakon loglinearne analize u kojoj je 'rastavljen' deterministički sklop i detaljno proučeni odnosi između varijabli. Tek nakon toga se u logit model uključuju varijable koje su imale najveći samostalni efekat ili su se najčešće i najaktivnije javljale u efektima interakcije.

Još veći značaj i širi domen primene logit analize proističe iz njene primenljivosti na slučajeve kada zavisna varijabla nije dihotomna ($k > 2$). Tada se konstruiše niz logit modela čije se performanse poredi. Jedna kategorija se uzima kao logička baza, a ukupno $r-1$ modela se dobija na osnovu količnika šansi koji nastaju poredjenjem ostalih pojedinačnih kategorija sa logičkom bazom (Jobson, J.D., 1992: 86). Ovakvim pristupom je moguće analizirati ne samo varijable, nego i njihove kategorije, što nipošto nije od malog značaja u sociološkim istraživanjima.

Većina autora konstatuje da se logit analiza primenjuje kada se za jednu od kategorijalnih varijabli iz tabele kontigencije može smatrati da je zavisna (Jobson, 1992: 82; Kovačić, 1994: 4-5; Norušis, 1990: 194). Iz prethodno izložene Goodman-ove analize se stiče utisak da se logit analiza može koristiti i kada uzročni sled nije pretpostavljen, nego ga tek treba ustanoviti, i to tako što se varijable uvedu u model naizmenično kao zavisne i nezavisne da bi se ustanovilo koja na koju vrši veći uticaj¹¹. Ipak, bitno je istaći da je ovakva logit analiza modifikacija logističke regresione analize koja ispituje uzročnu vezu između dihotomne zavisne i više kvantitativnih nezavisnih varijabli. Budući da je logistička regresiona analiza modifikacija 'klasične' višestruke regresione analize, može se reći da je preko logit analize prototip statističkog modela doživeo afirmaciju i na kategorijalnim podacima. Kod logit analize ne predviđamo vrednost zavisne varijable na osnovu vrednosti nezavisnih varijabli, nego verovatnoću pojavljivanja kategorija kod dihotomne varijable (npr. podržava/ne podržava privatizaciju) na osnovu uticaja 'nezavisnih' varijabli. U trosmernoj tabeli kontigencije, $I \times J \times K$, logit funkcija ima sledeći oblik:

¹¹ Doduše, Goodman u svoj alternativni model kojim ocenjuje logaritmom količnika verovatnoća dva moguća ishoda (logit) smešta i efekte interakcije, ali se stiče utisak da je primenjena logika upotrebljiva i u logit analizi.

$$\log \left(\frac{p_{1jk}}{p_{2jk}} \right) = \alpha + \beta_j^A + \beta_k^B \quad (13)$$

I dalje log koristimo kao oznaku za prirodni logaritam. A i B su dve varijable, dva faktora koja utiču na binarni odgovor. J je oznaka za kategorije varijable A , a K za kategorije varijable B . p_{1jk} je verovatnoća kategorije 1 kod zavisne varijable (prvog od dva moguća odgovora na pitanje), a p_{2jk} je verovatnoća kategorije 2, gde $p_{1jk} + p_{2jk} = 1$. Konstanta α pokazuje logaritam šansi (logit) kada nema uticaja varijabli iz modela. Koeficijent β_j^A iskazuje efekte varijable A na J nivoa, a koeficijenti β_k^B iskazuju efekte varijable B na K nivoa.

I kod logit analize se prilagodjenost modela empirijskim podacima testira preko χ^2 statistike, Pearson-ove (X^2) ili količnika verodostojnosti (G^2) (vidi jednačine (10) i (11) za slučaj sa četiri varijable). Broj stepeni slobode se dobija tako što se broj ćelija u tabeli podeli sa dva (tako se dobija broj logita) pa se od tog broja oduzme broj nezavisnih parametara u modelu (β). Nakon što je prihvaćen jedan model ili više njih, mogu se tumačiti logit koeficijenti koji pokazuju jačinu i smer uticaja na zavisnu promenljivu. Ovi koeficijenti nisu jednostavni za interpretaciju, ali se uvek medju onima koji su pokazali zadovoljavajuću statističku značajnost može uspostaviti hijerarhija po veličini, kao što se i na osnovu predznaka može ustanoviti koja od dve kategorije u tim varijablama preovladjuje. Osim toga, kao što je već rečeno, antilogaritmovanjem logit funkcije se može predvideti verovatnoća dva moguća ishoda kod zavisne varijable (p_{jkl} i $1 - p_{jkl}$). Demonstrirajmo sada primenu logit analize na konkretnom primeru.

Belanger i Pinard u svom tekstu izlažu rezultate analize podataka iz istraživanja o oživljavanju nacionalizma u Kanadi (slučaj Kvebeka) (Belanger, and Pinard, 1991). Ovaj trend je od šezdesetih godina na ovamo uočljiv u mnogim multikulturalnim državama i njegovo objašnjenje dovodi do određenih teorijskih teškoća. Autori nastoje da ovu pojavu objasne sa stanovišta teorije etničkog takmičenja koja je davala najbolje rezultate u mnogim istraživanjima, ali ujedno konstatuju i da je u gotovo svim studijama koje su oni naveli ova teorija ostavljala neka 'nepokrivena mesta'. Stoga oni nastoje da dalje razrade teorijski koncept etničkog takmičenja.

Prema teoriji etničkog takmičenja, '...modernizacija uvećava stepen takmičenja izmedju etničkih grupa oko radnih mesta, stanova i drugih vrednih resursa i da se etnički konflikt i društveni pokreti bazirani na etničkim (pre nego nekim drugim) osnovama dešavaju kada etničko takmičenje jača...' (Belanger and Pinard, 1991: 446). Oni istraživači koji su polazili sa stanovišta ove teorije su propustili da uoče nekoliko bitnih stvari:

1. Bitno je konstatovati pod kakvim okolnostima etničko takmičenje prerasta u konflikt, jer ako konflikt oko vrednih resursa podrazumeva takmičenje, obrnuto ne mora biti slučaj.

2. Različite etničke grupe pridaju različit značaj određenim društvenim dobrima, što znači da njihove kulturne razlike mogu biti kompatibilne.

3. Etničke grupe često žive u odvojenim teritorijalnim celinama i/ili se pojavljuju na segmentiranom tržištu rada tako da se njihovo takmičenje ne javlja na individualnom nivou, nego oko kolektivnih vrednosti.

Belanger i Pinard formulišu tri rešenja za navedena tri problema i kroz model testiraju sledeću reformulaciju teorije:

1. Etničko takmičenje vodi konfliktu samo ako se to takmičenje doživljava kao nepošteno. Čak i kada je 'objektivno' pošteno, ono može biti doživljeno kao nepošteno kada postoji širi kontekst etničke nejednakosti i podređenosti.

2. Da bi nepošteno takmičenje dovelo do konflikta, aktivnosti i sistem vrednosti etničkih grupa ne smeju biti kompatibilni, tj. odnosi izmedju grupa moraju biti 'čisto' takmičarski. Staviše, autori smatraju da opažena nepoštenost takmičenja i nezavisnost aktivnosti etničkih grupa imaju efekte nezavisne od takmičenja, pa u analizu uvode i faktor interakcije izmedju ove dve varijable.

3. Da bi konflikt bio rasprostranjen i intezivan, on se mora javljati na društvenom pre nego na individualnom nivou i mora uključivati kolektivne vrednosti pre nego individualna dobra.

U nastavku će biti izložen pregled varijabli i njihove operacionalizacije:

1. Etnička mobilizacija Kanadjana francuskog porekla (zavisna varijabla) je prikazana njihovom podrškom odvajanju Kvebeka.

2. Medjuetničko takmičenje oko radnih mesta je predstavljeno prisustvom Kanadjana engleskog porekla na radnim mestima istog ili višeg nivoa u radnoj organizaciji ispitanika.

3. Opaženo poštenje takmičenja je predstavljeno ispitanikovom procenom relativnih šansi francuskih i engleskih Kanadjana da dobiju posao ili unapredjenje.

4. Međuzavisnost etničkih grupa je merena zabrinutošću oko opštih posledica odvajanja Kvebeka. Smatra se da oni koji brinu zbog ovih posledica opažaju međuzavisnost dve etničke grupe.

Dihotomni odgovori na poslednje tri navedene varijable su kobinovani na sličan način kao što je Merton kombinovao kategorije u svojoj analizi, s tom razlikom da je ovde tim kombinovanjem konstruisana nova varijabla sa osam kategorija. U sledećem koraku je takva varijabla razložena na četiri dihotomne varijable koje iskazuju interakciju takmičenja, njegovog poštenja i opažene međuzavisnosti etničkih grupa¹². Na taj način su dobijene četiri nezavisne varijable za ovaj model. Njima su pridodate još dve kroz samostalne efekte poštenja i međuzavisnosti i sedma koja predstavlja interakciju poštenja i međuzavisnosti. Poslednja, osma nezavisna varijabla je plod eksploracije ostalih kontrolnih varijabli u traganju za prividnim vezama. To je zanimanje ispitanika predstavljeno kroz kategorije: 1) radnici i farmeri, i 2) ostali.

Sledeća tabela predstavlja rezultate logit modela kojim se podrška separatizmu iskazuje kao funkcija osam 'nezavisnih' varijabli. Istraživanje je obavljeno na stratifikovanom uzorku proporcionalnih verovatnoća veličine 1,982 ispitanika.

¹² Ovo, s jedne strane, predstavlja način da se i u logit analizi iskažu faktori interakcije, a s druge strane, predstavlja način da se vrednuju i kategorije proučavanih varijabli.

Tabela 6. *Nestandardizovani logit koeficijenti koji predviđaju podršku odvajanju Kvebeka među stalno zaposlenim radnicima francuskog porekla, 1970-1971*

Nezavisne varijable	Nestandardizovani logit koeficijenti	χ^2
Konstanta α	1.490***	
<i>Efekt takmičenja oko radnih mesta kada:</i>		
(1) Takmičenje nepošteno/nema međuzavisnosti	.350 (.151)	5.38*
(2) Takmičenje pošteno/nema međuzavisnosti	.267 (.267)	1.00
(3) Takmičenje nepošteno/međuzavisnost	-.033 (.455)	.01
(4) Takmičenje pošteno/međuzavisnost	-.023 (.245)	.01
<i>Glavni efekti</i>		
(5) Poštenje	1.907 (.602)	10.01**
(6) Međuzavisnost	-3.955 (.606)	45.56***
(7) Interakcija (5) X (6)	.339 (2.404)	.02
(8) Zanimanje	-.851 (.229)	13.86***
<i>Broj slučajeva</i>	659	

* $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$ Napomena: brojevi u zagradama su standardne greške; χ^2 za ceo model je 10.452; broj stepeni slobode je 8.

Izvor: tabela 2 iz Belanger and Pinard (1991): 453.

Iz izloženih rezultata se može videti da ceo model ima dobru prilagođenost, što znači da nezavisne varijable kao grupa imaju značajan efekt na podršku separaciji Kvebeka. Kod objašnjenja logit koeficijenata najpre treba konstatovati da varijable (1), (5), (6) i (8) zaslužuju veću pažnju jer su pokazale zadovoljavajuću značajnost. Kao što su autori i pretpostvili, takmičenje oko radnih mesta ima značajan uticaj na podršku odvajanju samo kada je takmičenje doživljeno kao nepošteno i nije prisutna briga nad posledicama separacije (nema svesti o međuzavisnosti). Dva 'kontrolna' faktora su i samostalno pokazala značajan uticaj. Uticaj opaženog poštenja podržava prvi korak u reformulaciji teorije etničkog takmičenja. Negativan predznak logit koeficijenta kod opažene međuzavisnosti ukazuje na to da oni koji brinu o posledicama otcepljenja Kvebeka pokazuju znatno manju spremnost da to otcepljenje i podrže. No, kombinovani efekt ove dve varijable ne daje značajan uticaj, i to zato što je samostalni efekt (ne)opažene međuzavisnosti znatno jači od efekta opaženog poštenja u takmičenju oko resursa, što se vidi i iz

tabele 7. Negativan predznak kod varijable 'zanimanje' ukazuje da su radnici i farmeri manje skloni da podrže otcepljenje.

U tabeli 7 su efekti nezavisnih varijabli transformisani u ocene verovatnoća podrške otcepljenju za svaku kategoriju ispitanika.

Tabela 7. *Ocene verovatnoća podrške odvajanju Kvebeka: stalno zaposleni radnici francuskog porekla, 1970-1971*

Podgrupa	Radnici i farmeri		Ostala zanimanja	
	Takmičenje oko radnih mesta ne	da	Takmičenje oko radnih mesta ne	da
Takmičenje nepošteno/nema međuzavisnosti	.22	.37	.40	.58
Takmičenje nepošteno/međuzavisnost	.06	.05	.12	.12
Takmičenje pošteno/nema međuzavisnosti	.11	.18	.23	.33
Takmičenje pošteno/međuzavisnost	.02	.02	.05	.05

Izvor: tabela 3 iz Belanger and Pinard (1991): 454.

U tabeli 7 je još uočljivija potvrda pretpostavki dvoje kanadskih istraživača. Šteta je da ovako dobijena tabela nije upoređena sa 'običnom' trosmernom tabelom ukrštanja kako bi se i 'od oka' upoređili efekti ovog uzročnog modela koji je, videli smo, pokazao zadovoljavajuću statističku značajnost. Bilo bi zanimljivo videti i kako bi funkcionisao uži model koji bi sadržao samo one nezavisne varijable koje su pokazale značajnost u prvoj fazi analize, posebno ako znamo da računarski programski paketi za statistiku omogućuju brzu i efikasnu analizu niza modela i njihovo poredjenje. Iz ovih razloga se samo uz određene rezerve možemo složiti sa konstatacijom Belanger-ove i Pinarda (1991: 453, fn. 11) da tabela sa ocenama verovatnoća, budući da je preglednija, predstavlja superiorniji interpretativni instrument nego tabela koeficijenata i njihovog statističkog značaja. Utisak je da je pre tog zbilja izazovnog koraka moglo da se uradi još nešto na preciznijem definisanju modela.

Iz našeg ugla gledanja je bitno da je ovakva analiza autorima omogućila da preformulišu svoje teorijsko stanovište i time doprinesu boljem objašnjenju izučavane pojave. Na ovaj način je pojašnjen i jedan paradoks po kojem modernizacijski tokovi, s jedne strane, dovode do usložnjavanja strukture i organizacije društva, do intenziviranja komunikacija i uvećanja međupovezanosti različitih grupa i pojedinaca, što potiskuje tradicionalizam i primarne oblike društvenih veza u kakve spadaju i etničke veze, a sa druge strane, to 'morfološko zgušnjavanje', kao i bliži i češći kontakti uvećavaju verovatnoću takmičenja oko tekovina istih tih modernizacijskih procesa, pa i do konflikata. Sada je jasnije pod kojim uslovima dolazi do tog 'obrta' i kada takmičenje ulazi u polje etničkih grupa.

* * *

Uočljiva je razlika između teksta Belanger-ove i Pinarda u odnosu na Goodman-ov tekst, jer ovaj prvi ima naglašeniji teorijski sociološki pristup. No, u poglavlju koje govori o loglinearnim modelima je razvijena celokupna logika rada sa tabelama kontigencije baziranim na većem broju varijabli, tako da je poglavlje o logit analizi moglo biti izneto sažetije sa metodološkog aspekta. Ni u ovom poglavlju nisu spomenuti svi detalji vezani za logit analizu i niz pratećih mera koje dopunjuju njenu uspešnu primenu (mere disperzije i asocijacije, načini za izračunavanje logita itd.). Sa aspekta ovog rada je bilo bitno pokazati kakvu ulogu ovaj metodološki postupak može imati u empirijskoj razradi jednog teorijskog koncepta i u njegovoj transformaciji na osnovu ustanovljenih uzročnih odnosa između ispitivanih pojava. Videli smo kako jedna metodološka konstrukcija koja je ispunjena bogatim teorijskim promišljanjem omogućuje preciznije i lakše odlučivanje između teorijskih alternativa. Ako uzorak na kojem se radi istraživanje odgovara ciljnoj populaciji, logit analiza će pouzdano upozoriti istraživača na varijable koje nemaju uzročni značaj u odabranom determinističkom spletu. Ali, samo od dobre teorijske razrade i istraživačkog dara zavisi koliko će metodološka forma logit analize doprineti novim prodorima u saznavanju društvene realnosti. No, ona svakom istraživaču može poslužiti kao instrument kojim će brže, dalekosežnije i efikasnije moći da transformiše segment složenog društvenog determinističkog spleta u nova, poboljšana naučna objašnjenja. Istraživač koji vlada ovim metodom je svakako u prednosti nad onim koji poseduje sličnu 'sociološku imaginaciju', ali multivariacione probleme 'prevazilazi u glavi'. I, konačno, mogućnost predviđanja verovatnoće određenog ishoda kroz simultani tretman više varijabli, ma koliko to bio složen i rizičan poduhvat, predstavlja krupan epistemološki pomak u odnosu na predviđanja bazirana na, da tako kažemo, kombinovanom sabiranju parcijalnih zaključaka o odnosima između pojedinih varijabli.

LITERATURA:

- Agresti, A. (1990): *Categorical Data Analysis*, New York: Wiley
 Allison, P. D. (1980): Analyzing Collapsed Contingency Tables, *American Sociological Review*, 45/1.
 Alwin, D. F. and R.C. Tessler (1974): Causal Models, Unobserved Variable and Experimental Data, *American Journal of Sociology*, 80/1.
 Belanger, S. and M. Pinard (1991): Ethnic Movements and the Competition Model: Some Missing Links. *American Sociological Review*, 56/4.
 Blalock, H. M. Jr. (1964): *Causal Inferences in Nonexperimental Research*, Chapel Hill: The University of North Carolina Press.
 (1968a): The Measurement Problem: A Gap Between the Languages of Theory and Research, pp. 5-27 in H. M. Blalock Jr. (ed.), *Methodology in Social Research*, New York: McGraw-Hill.
 (1968b): Theory Building and Causal Inferences, pp. 155-198 in H. M. Blalock Jr. (ed.), *Methodology in Social Research*, New York: McGraw-Hill.
 (1988): The Real and Unrealized Contributions of Quantitative Sociology, *American Sociological Review*, 54/3.

- Bogdanović, M. (1981): *Kvantitativni pristup u sociologiji*, Beograd: Službeni list.
 (1994): *Metodološke studije*. Beograd: Institut za političke studije.
 Camic, C. and Xie, Y. (1994): The Statistical Turn in American Social Science: Columbia University, 1890 to 1915, *American Sociological Review*, 59.
 Clogg, C.C. (1992): The Impact of Sociological Methodology on Statistical Methodology, *Statistical Science*, 7/2.
 Clogg, C. C. and Dajani, A.N. (1991): Sources of Uncertainty in Modeling Social Statistics: An Inventory, *Journal of Official Statistics*, 7/1.
 Clogg, C. C., E. Petkova and A. Haritou (1995a): Statistical Methods for Comparing Regression Coefficients between Models. *American Journal of Sociology*, 100/5.
 Duncan, O.D. (1985): New Light on the 16-fold Table, *American Journal of Sociology*, 91/1.
 Durkheim, E. (1951): *Suicide*. New York: The Free Press.
 Fajgelj, S. (1995): Evaluacija statističkih obrada u ispitivanjima javnog mnjenja, *Sociološki pregled*, XXIX/1.
 Ferligoj, A. (1987): Nove smeri razvoja kvantitativne metodologije v sociologiji, *Blejska metodološka srečanja - Metodološki zvezki*, 1. Ljubljana: JUS.
 Goodman, L.A. (1972): A General Model for the Analysis of Surveys, *American Journal of Sociology*, 77/6.
 (1973): Causal Analysis of Data from Panel Studies and Other Kinds of Surveys, *American Journal of Sociology*, 78/5.
 Hair, J.F.Jr., R.E. Anderson and R.L. Tatham (1990): *Multivariate Data Analysis*, New York and London: Macmillan and Collier Macmillan.
 Hyman, H. (1957): *Survey Design and Analysis*, Glencoe: Free Press.
International Encyclopedia of the Social Sciences (1968), New York: Macmillan and Free Press.
 Jobson, J.D. (1992): *Applied Multivariate Data Analysis: Volume II*, New York: Springer-Verlag.
 Kendall, M.G. and W.R. Buckland (1965): *A Dictionary of Statistical Terms*. Edinburgh: Oliver & Boyd.
 Kovačić, Z.J. (1994): *Multivariaciona analiza*, Beograd: Ekonomski fakultet.
 Lazarsfeld, P. F. (1957): Interpretation of Statistical Relations as a Research Operation, pp. 115-125 in P. F. Lazarsfeld and M. Rozenberg (eds.), *The Language of Social Research*, Glencoe: Free Press
 (1961): Notes on the History of Quantification in Sociology - Trends, Sources and Problems, pp. 147-203 in H. Wolf, ed., *Quantification: A History of the Meaning of Measurement in the Natural and Social Sciences*, Indianapolis and New York: Bobbs-Merrill.
 (1970): *Main Trends in Sociology*, London: George Allen & Unwin Ltd.
 Lazarsfeld, P. F. and M. Rosenberg [ed.] (1957): *The Language of Social Research*, Glencoe: The Free Press.
 Lazarsfeld, P. F. and N. W. Henry, [eds.] (1966): *Readings in Mathematical Social Science*, Chicago: SRA.
 Merton, R. K. and P. F. Lazarsfeld, [eds.] (1950): *Continuities in Social Research: Studies in the Scope and Method of 'The American Soldier'*, Glencoe, IL: The Free Press.
 Mlinar, Z. (1987): Društvene promene i kvantitativna metodologija u sociološkim istraživanjima, *Blejska metodološka srečanja - Metodološki zvezki*, 1. Ljubljana: JUS.
 Momirović, K. (1988): Uvod u analizu nominalnih varijabli, *Blejska metodološka srečanja - Metodološki zvezki*, 2. Ljubljana: JUS.
 Momirović, K. i S. Fajgelj (1994): Faktorska analiza nominalnih varijabli. *Sociološki pregled*, 28/3.

- Norušis, M. J. (1990): *SPSS/PC+ Advanced Statistics*, Chicago: SPSS Inc.
Oksfordski rečnik računarstva (1990). Beograd: Nolit.
 Reynolds, H. T. (1984): *Analysis of Nominal Data*, London: SAGE.
 Schervish, M. J. (1987): A Review of Multivariate Analysis, *Statistical Science*, 2/4.
 Simon, H.A. (1956): *Models of Man*, New York: John Wiley & Sons.
 Stigler, S.M. (1986): *The History of Statistics*, Cambridge, MA: Harvard University Press
 Southwood, K.E. (1978): Substantive Theory and Statistical Interaction: Five Models,
American Journal of Sociology, 83/5.
 Supek, R. (1981): *Ispitivanje javnog mnjenja*, Zagreb: SNL.
 Van de Geer, J. P. (1993a): *Multivariate Analysis of Categorical Data: Theory*, London:
 SAGE Publ.
 (1993b): *Multivariate Analysis of Categorical Data: Applications*, London:
 SAGE.
 Wiley, N. (1985): The Current Interregnum in American Sociology. *Social Research* 1/52.

S u m m a r y

Slobodan Cvejić

ANALYSING CAUSES BY MULTIVARIATE ANALYSIS OF
MULTIWAY TABLES OF CONTINGENCY

Using loglinear approach, we model frequencies in contingency table according to assumed relations between variables. This way we remove false relations from set of interrelations to find out which relations are true and significant. Loglinear models can't help researchers achieve imagination Durkheim had, but they can instrumentalise their analytical abilities and ease their first step from research towards theory. The advantage of use of loglinear models are approved not only by their every day use, but also by many methodologists consensus.

Logit analysis has been used to investigate relations between dichotomous dependent variable and one or more independent variables. It is based on contingency tables research too, but here dependent variable is not represented by expected frequency, but by log odds called logit. Even more importance and wider range of use of logit models comes out from their applicability to situations where dependent variable is not dichotomous ($k > 2$). That's when series of logit models are constructed and compared. This approach allows analysis of not only variables, but their categories too, which has great importance in sociological researches.

Key words: tables of contingency, frekvencije, adjustability of models, variables, connections, causality.

Petar Opalić
 Filozofski fakultet
 Beograd

UDK: 159.922.7
 Originalan naučni rad
 Primljen: 12. 11. 1997.

POKUŠAJ DEFINISANJA PATOLOŠKE SEKSUALNOSTI
U DETINJSTVU I ADOLESCENCIJI

Polazeći od osetljivosti definisanja patološkog u sferi seksualnog ponašanja mladih, ukazano je na saznajne okvire koje nudi egzistencijal-analitička teorija i okvire koje u tom pogledu nudi egzistencijal-analitička teorija i psihoterapija. Učinjen je potom napor da se u okviru pomenutog pristupa definišu sledeći fenomeni: pojačana odnosno smanjena polnost, homoseksualnost, fetišizam, transvestitizam i transseksualizam, zatim egzibicionizam i voajerizam i na kraju sadizam i mazohizam.

Zaključeno je da je određivanje patološkog u seksualnosti mladog čoveka neodvojivo od utvrđivanja stepena njegove subjektivne patnje i osećanja slobode postojanja uopšte, odnosno od odgovora na koji nailazi njegovo sveukupno pa i seksualno ponašanje od strane uže ipire društvene sredine u kojoj živi.

Ključne reči: patološka seksualnost, mladalačko doba, egzistencijal-analitička psihoterapija.

Uvod

Teorijski, a naročito praktički problem određenja patološkog ni u jednoj oblasti psihijatrije nije tako vidljiv kao kad je u pitanju razgraničenje tzv. normalnog od bolesnog u seksualnom ponašanju dece i omladine. Verovatno je to razlog što standardni psihijatrijski udžbenici o patološkoj seksualnosti mladih pišu uzgredno, dok se psihijatrijski udžbenici (Kecmanović, 1989), odnosno udžbenici psihijatrije dece i omladine (Tadić, 1981) oslanjaju na čvrste i dominantne psihopatološke teorije.

Teorijska objašnjenja porekla i prirode patološke seksualnosti potežu najčešće za psihoanalitičkom teorijom (Tadić, 1981; Lokar, 1989; Erić, 1989), mada nisu zanemarljivi doprinosi objašnjenju, a posebno lečenju seksualnih problema mladih i drugih teorijskih pristupa, bihevioralne teorije, na primer.¹ Psihoanalitičari su ceo problem saželi u poznat stav o seksualnosti deteta kao polimorfno perverzno biće. Psihoanalitičko objašnjenje patološke seksualnosti, naime, korene poremećaja nalazi u fiksiranju libida za pojedine faze u psihoseksualnom razvoju čoveka, odnosno u nerešenom neurotičnom konfliktu, koji se aktivira rano ili donije, nakon perioda latencije, u pubertetu i adolescenciji. Mora se dodati da uzroke

¹ Kad je bihevioralni pristup ovom problemu u pitanju, upućujemo na rad Rekers-a (1978), autora koji nudi niz konkretnih terapijskih tehnika iz sfere teorije učenja (lečenje averzivnom metodom, tj. primenom električnih impulsa ili aplikacijom apomorfina, zatim korišćenje neaverzivnih metoda koje se zasnivaju na pojačavanju poželjnog seksualnog ponašanja, itd.)